

Partie II : Analyse en Composantes Principales (ACP)

M1 MAS 2022-2023

Introduction

Il s'agit d'analyser un tableau de **données quantitatives**.

Exemple : données décrivant 8 eaux minérales sur 13 descripteurs sensoriels.

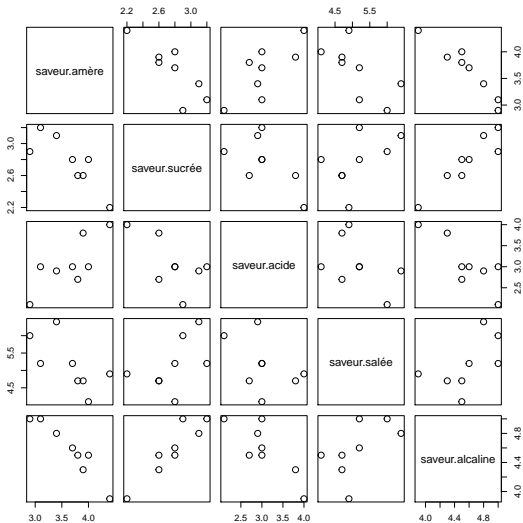
##	saveur.amère	saveur.sucrée	saveur.acide	saveur.salée	saveur.alcaline
## St Yorre	3.4	3.1	2.9	6.4	4.8
## Badoit	3.8	2.6	2.7	4.7	4.5
## Vichy	2.9	2.9	2.1	6.0	5.0
## Quézac	3.9	2.6	3.8	4.7	4.3
## Arvie	3.1	3.2	3.0	5.2	5.0
## Chateauneuf	3.7	2.8	3.0	5.2	4.6
## Salvetat	4.0	2.8	3.0	4.1	4.5
## Perrier	4.4	2.2	4.0	4.9	3.9

Les lignes correspondent à ce qu'on appelle **des individus** (ici des eaux minérales) et les colonnes à **des variables** (ici des descripteurs sensoriels).

L'objectif est alors de savoir :

- ▶ quels **individus se ressemblent**,
- ▶ quelles **variables sont liées**.

Pour cela on peut faire de la **statistique descriptive bivariee** et visualiser les données par paires de variables :



On peut aussi regarder :

► la **matrice des distances** entre individus :

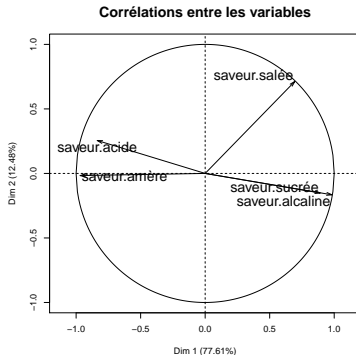
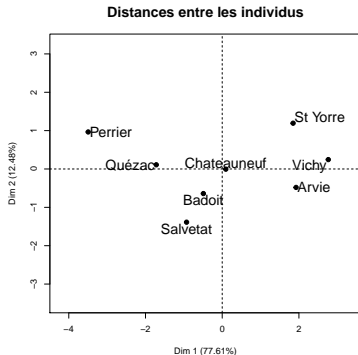
##	St Yorre	Badoit	Vichy	Quézac	Arvie	Chateauneuf	Salvetat
## Badoit	4.1						
## Vichy	7.9	4.8					
## Quézac	2.9	5.3	9.7				
## Arvie	3.0	1.8	5.5	4.7			
## Chateauneuf	2.9	1.8	5.7	4.3	1.3		
## Salvétat	4.0	1.2	5.4	4.9	1.8	1.6	
## Perrier	8.2	10.6	14.7	6.2	10.1	9.9	10.3

► la **matrice des corrélations** entre les variables :

##	saveur.amère	saveur.sucrée	saveur.acide	saveur.salée	saveur.alcaline
## saveur.amère	1.00	-0.83	0.78	-0.67	-0.96
## saveur.sucrée	-0.83	1.00	-0.61	0.49	0.93
## saveur.acide	0.78	-0.61	1.00	-0.44	-0.82
## saveur.salée	-0.67	0.49	-0.44	1.00	0.56
## saveur.alcaline	-0.96	0.93	-0.82	0.56	1.00

Il existe aussi des méthodes de **statistique descriptive multivariée** comme l'ACP pour :

- **visualiser sur des graphiques** distances entre les individus et des corrélations entre les variables.



- Construire des nouvelles variables "résumant" au mieux les variables initiales et ainsi **réduire la dimension**.

TABLE: Données initiales

	saveur.amère	saveur.sucrée	saveur.acide	saveur.salée	saveur.alcaline
St Yorre	3.4	3.1	2.9	6.4	4.8
Badoit	3.8	2.6	2.7	4.7	4.5
Vichy	2.9	2.9	2.1	6.0	5.0
Quézac	3.9	2.6	3.8	4.7	4.3
Arvie	3.1	3.2	3.0	5.2	5.0
Chateauneuf	3.7	2.8	3.0	5.2	4.6
Salvetat	4.0	2.8	3.0	4.1	4.5
Perrier	4.4	2.2	4.0	4.9	3.9

TABLE: Deux nouvelles variables résumant les variables initiales

	Dim.1	Dim.2
St Yorre	1.85	1.19
Badoit	-0.49	-0.64
Vichy	2.77	0.24
Quézac	-1.72	0.11
Arvie	1.93	-0.48
Chateauneuf	0.09	0.00
Salvetat	-0.93	-1.39
Perrier	-3.49	0.97

Notions de base

Analyse du nuage des individus

Analyse du nuage des variables

Interprétation des résultats

Notions de base

On considère un tableau de données **numériques** où n individus sont décrits sur p variables.

	1	...	j	...	p
1					
\vdots			\vdots		
i	...		x_{ij}	...	
\vdots			\vdots		
n					

On notera :

$\mathbf{X} = (x_{ij})_{n \times p}$ la matrice des données **brutes** où $x_{ij} \in \mathbb{R}$ est la valeur du $i^{\text{ème}}$ individu sur la $j^{\text{ème}}$ variable.

$$\mathbf{x}_i = \begin{pmatrix} x_{i1} \\ \vdots \\ x_{ip} \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^p$$

la description du $i^{\text{ème}}$ individu
(**ligne** de \mathbf{X})

$$\mathbf{x}^j = \begin{pmatrix} x_{1j} \\ \vdots \\ x_{nj} \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^n$$

la description de la $j^{\text{ème}}$ variable
(**colonne** de \mathbf{X}).

Exemple : mesure de la tension arterielle diastolique, systolique et du taux de cholestérol de 6 patients.

```
load("chol.RData")  
print(X)
```

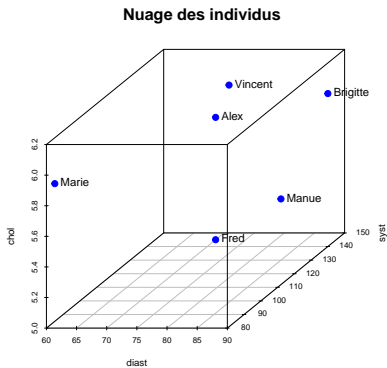
```
##           diast syst chol  
## Brigitte    90  140  6.0  
## Marie       60   85  5.9  
## Vincent     75  135  6.1  
## Alex        70  145  5.8  
## Manue      85  130  5.4  
## Fred       70  145  5.0
```

$n =$ $p =$ $\mathbf{X} =$ $\mathbf{x}_3 =$ $\mathbf{x}^2 =$

⇒ Deux nuages de points.

Le premier nuage de points est le **nuage des individus**.

Exemple : les 6 patients définissent un nuage de $n = 6$ points de \mathbb{R}^3 .



Dans le nuage des individus :

- ▶ chaque individu i est un point \mathbf{x}_i de \mathbb{R}^p (une ligne de \mathbf{X}),
- ▶ chaque individu i est pondéré avec un poids w_i . En pratique :
 - $w_i = \frac{1}{n}$ pour des tirage aléatoire par exemple.
 - $w_i \neq \frac{1}{n}$ pour des échantillons redressés, des données regroupées, etc.

Les données sont souvent pré-traitées avant d'être analysées. On pourra :

- ▶ centrer les données pour avoir des colonnes (variables) de moyenne nulle,
- ▶ réduire les données pour avoir des colonnes (variables) de variance égale à 1.

Matrice **X** des données brutes

	1	...	j	...	p
1					
\vdots			\vdots		
i	...		x_{ij}	...	
\vdots			\vdots		
n					
\bar{x}	...		\bar{x}^j	...	

Matrice **Y** des données centrées

	1	...	j	...	p
1					
\vdots			\vdots		
i	...		y_{ij}	...	
\vdots			\vdots		
n					
\bar{y}	...		0	...	

Ici :

- ▶ $\bar{x}^j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ij}$ est la moyenne de la variable j non centrée (colonne j de **X**),
- ▶ $y_{ij} = x_{ij} - \bar{x}^j$ est le terme général de la matrice **Y** des données centrées.

Les colonnes de la **matrice centrée Y** sont de moyenne nulle :

$$\bar{y}^j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_{ij} = 0.$$

Exemple : le nuage des 6 patients.

Matrice **X** des données brutes

```
##          diast syst chol
## Brigitte    90  140  6.0
## Marie       60   85  5.9
## Vincent     75  135  6.1
## Alex        70  145  5.8
## Manue       85  130  5.4
## Fred        70  145  5.0
```

Moyennes des colonnes de **X**

```
## diast  syst  chol
##  75.0 130.0  5.7
```

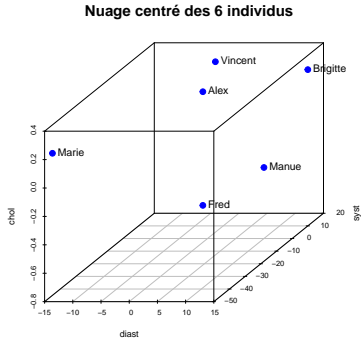
Matrice **Y** des données centrées

```
##          diast syst chol
## Brigitte    15   10  0.3
## Marie      -15  -45  0.2
## Vincent      0    5  0.4
## Alex       -5   15  0.1
## Manue       10    0 -0.3
## Fred       -5   15 -0.7
```

Moyennes des colonnes de **Y**

```
## diast  syst  chol
##      0      0      0
```

- Centrer les données revient à faire une **translation** du nuage de individus.



Matrice **X** des données brutes

	1 ...	j	... p
1			
\vdots		\vdots	
i	...	x_{ij}	...
\vdots		\vdots	
n			
\bar{x}	...	\bar{x}^j	...
s	...	s_j	...

Matrice **Z** des données centrées-réduites

	1 ...	j	... p
1			
\vdots		\vdots	
i	...	z_{ij}	...
\vdots		\vdots	
n			
\bar{z}	...	0	...
s	...	1	...

Ici :

- ▶ $s_j^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}^j)^2$ est la variance de la variable j (colonne j de **X**),
- ▶ $z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}^j}{s_j}$ est le terme général de la matrice **Z** des données centrées-réduites.

Les colonnes de la matrice centrées-réduites **Z** sont de moyenne 0 et de variance 1 :

$$\bar{z}^j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_{ij} = 0, \quad \text{var}(\mathbf{z}^j) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_{ij} - \bar{z}^j)^2 = 1.$$

Exemple : le nuage des 6 patients.

Matrice **X** des données **brutes**

```
##          diast syst chol
## Brigitte    90   140  6.0
## Marie       60    85  5.9
## Vincent     75   135  6.1
## Alex        70   145  5.8
## Manue       85   130  5.4
## Fred        70   145  5.0
```

Moyennes et écart-types des colonnes de **X**

```
##          diast syst chol
## moyenne      75 130.0 5.700
## écart-type   10  20.8 0.383
```

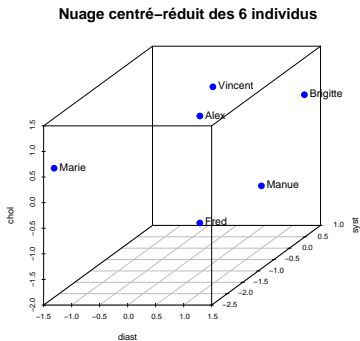
Matrice **Z** des données **centrées-réduites**

```
##          diast syst chol
## Brigitte    1.5  0.48  0.78
## Marie      -1.5 -2.16  0.52
## Vincent     0.0  0.24  1.04
## Alex       -0.5  0.72  0.26
## Manue       1.0  0.00 -0.78
## Fred       -0.5  0.72 -1.83
```

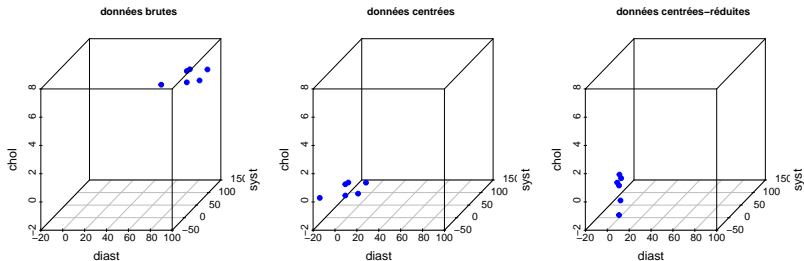
Moyennes et écart-types des colonnes de **Z**

```
## diast syst chol
##      0      0      0
## diast syst chol
##      1      1      1
```


- Centrer-réduire les données revient à faire une translation et une **normalisation** du nuage des individus.



En résumé, trois nuages de points-individus.



- Centrer les données **ne modifie pas** les distances entre les individus :

$$d^2(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_{i'}) = d^2(\mathbf{y}_i, \mathbf{y}_{i'}).$$

- Centrer-réduire les données **modifie** les distances entre les individus :

$$d^2(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_{i'}) \neq d^2(\mathbf{z}_i, \mathbf{z}_{i'}).$$

La **proximité entre deux individus** se mesure avec la **distance Euclidienne**.

- ▶ Lorsque les données sont brutes (pas de pré-traitement) la distance Euclidienne entre deux individus i et i' (deux lignes de \mathbf{X}) est :

$$d^2(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_{i'}) = \sum_{j=1}^p (x_{ij} - x_{i'j})^2.$$

- ▶ Lorsque les données centrées-réduites la distance Euclidienne entre deux individus i et i' (deux lignes de \mathbf{Z}) est

$$d^2(\mathbf{z}_i, \mathbf{z}_{i'}) = \sum_{j=1}^p \frac{1}{s_j^2} (x_{ij} - x_{i'j})^2.$$

On en déduit que :

- ▶ si les variables (les colonnes de \mathbf{X}) sont mesurées sur des **échelles différentes**, les variables de forte variance auront plus de poids dans le calcul de la distance Euclidienne que les variables de petite variance,
- ▶ centrer-réduire les données permet donc de **donner le même poids** à toutes les variables dans le calcul de la distance entre deux individus.

Exemple : distance entre Brigitte et Marie

Données brutes (**X**) :

```
##      diast syst chol
## Brigitte   90  140  6.0
## Marie      60   85  5.9
## Vincent    75  135  6.1
## Alex       70  145  5.8
## Manue      85  130  5.4
## Fred       70  145  5.0
```

Données centrées-réduites (**Z**) :

```
##      diast syst chol
## Brigitte   1.5  0.48  0.78
## Marie     -1.5 -2.16  0.52
## Vincent    0.0  0.24  1.04
## Alex      -0.5  0.72  0.26
## Manue      1.0  0.00 -0.78
## Fred     -0.5  0.72 -1.83
```

Moyennes et écart-types des colonnes :

```
##      diast syst chol
## moyenne    75 130.0 5.700
## écart-type  10  20.8 0.383
```

Distance Euclidienne entre les deux premières lignes de **X** :

$$\begin{aligned}d(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) &= \sqrt{(90 - 60)^2 + (140 - 85)^2 + (6 - 5.9)^2} \\ &= \sqrt{30^2 + 55^2 + 0.1^2}\end{aligned}$$

Distance euclidienne entre les deux premières lignes de **Z** :

$$\begin{aligned}d(\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2) &= \sqrt{\frac{1}{10^2}(90 - 60)^2 + \frac{1}{20.8^2}(140 - 85)^2 + \frac{1}{0.383^2}(6 - 5.9)^2} \\ &= \sqrt{(1.5 + 1.5)^2 + (0.48 + 2.16)^2 + (0.78 - 0.52)^2} \\ &= \sqrt{3^2 + 2.7^2 + 0.26^2}\end{aligned}$$

La dispersion du nuage des individus se mesure avec l'inertie.

- ▶ Lorsque les données sont brutes (pas de pré-traitement), l'inertie des individus (les n lignes de \mathbf{X}) est :

$$I(\mathbf{X}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d^2(\mathbf{x}_i, \bar{\mathbf{x}}).$$

- ▶ L'inertie est donc une généralisation de la notion de variance au cadre multivarié la dispersion des données sur mesure sur p variables.
- ▶ On peut montrer que :

$$I(\mathbf{X}) = \sum_{j=1}^p \text{var}(\mathbf{x}^j).$$

On en déduit donc que :

- ▶ lorsque les variables sont centrées, $I(\mathbf{Y}) = \sum_{j=1}^p s_j^2$,
- ▶ lorsque les variables sont centrées-réduites, $I(\mathbf{Z}) = p$.

Exemple : Inertie du nuage des 6 patients

Données centrées (**Y**) :

```
##      diast syst chol
## Brigitte    15   10  0.3
## Marie      -15  -45  0.2
## Vincent     0    5  0.4
## Alex        -5   15  0.1
## Manue       10    0 -0.3
## Fred        -5   15 -0.7
```

Variance des colonnes :

```
## diast syst chol
## 100.00 433.33 0.15
```

Données centrées-réduites (**Z**)

```
##      diast syst chol
## Brigitte    1.5  0.48 0.78
## Marie      -1.5 -2.16 0.52
## Vincent     0.0  0.24 1.04
## Alex        -0.5  0.72 0.26
## Manue       1.0  0.00 -0.78
## Fred       -0.5  0.72 -1.83
```

Variance des colonnes :

```
## diast syst chol
##      1      1      1
```

- Inertie du nuage centré :

$$I(\mathbf{Y}) = 100 + 433.33 + 0.15$$

- Inertie du nuage centré-réduit :

$$I(\mathbf{Z}) = 1 + 1 + 1 = 3$$

Le second nuage de points associé à une matrice de données quantitatives est le **nuage des variables**.

Exemple : les variables tension artérielle diastolique, systolique et taux de cholestérol définissent un nuage de $p = 3$ points de \mathbb{R}^6 .

```
##      Brigitte Marie Vincent  Alex Manue Fred
## diast      90  60.0    75.0  70.0  85.0   70
## syst      140  85.0   135.0 145.0 130.0  145
## chol        6   5.9    6.1   5.8   5.4    5
```

Il n'est pas possible de visualiser ce nuage de points !

Dans le nuage des variables :

- ▶ chaque variable j est un point \mathbf{x}^j de \mathbb{R}^n (une colonne de \mathbf{X}),
- ▶ chaque variable j est pondérée par un poids m_j . En pratique :
 - ▶ $m_j = 1$ en ACP,
 - ▶ $m_j \neq 1$ en ACM (Analyse des Correspondances Multiples) par exemple.

Lorsque les données sont centrées :

- ▶ chaque variable j est un point \mathbf{y}^j de \mathbb{R}^n (colonne de \mathbf{Y}),
- ▶ on parle du nuage des variables centrées.

Lorsque les données sont centrées-réduites :

- ▶ chaque variable j est un point \mathbf{z}^j de \mathbb{R}^n (colonne de \mathbf{Z}),
- ▶ on parle du nuage des variables centrées-réduites.

La **liaison entre deux variables** se mesure avec la **covariance** ou la **corrélation**.

Pour définir la covariance et la corrélation, on munit \mathbb{R}^n de la **métrique** :

$$\mathbf{N} = \text{diag}\left(\frac{1}{n}, \dots, \frac{1}{n}\right).$$

- ▶ Le produit scalaire entre deux points \mathbf{x} et \mathbf{y} de \mathbb{R}^n est alors :

$$\langle \mathbf{x}, \mathbf{y} \rangle_{\mathbf{N}} = \mathbf{x}^T \mathbf{N} \mathbf{y} = \frac{1}{n} \mathbf{x}^T \mathbf{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i y_i.$$

- ▶ La norme d'un point \mathbf{x} de \mathbb{R}^n est :

$$\|\mathbf{x}\|_{\mathbf{N}} = \sqrt{\langle \mathbf{x}, \mathbf{x} \rangle_{\mathbf{N}}} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2}.$$

On en déduit que la **variance s'écrit comme une norme** (au carré) :

$$\blacktriangleright \text{var}(\mathbf{x}^j) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}^j)^2 = \|\mathbf{y}^j\|_{\mathbf{N}}^2,$$

$$\blacktriangleright \text{var}(\mathbf{z}^j) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_{ij} - \bar{z}^j)^2 = \|\mathbf{z}^j\|_{\mathbf{N}}^2.$$

Le nuage des p variables centrées-réduites se trouve sur **la boule unité** de \mathbb{R}^n avec $\|\mathbf{z}^j\|_{\mathbf{N}} = 1$.

On en déduit aussi que la **covariance et la corrélation s'écrivent comme des produits scalaires** :

$$\blacktriangleright c_{jj'} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}^j)(x_{ij'} - \bar{x}^{j'}) = \langle \mathbf{y}^j, \mathbf{y}^{j'} \rangle_{\mathbf{N}},$$

$$\blacktriangleright r_{jj'} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_{ij} - \bar{x}^j}{s_j} \right) \left(\frac{x_{ij'} - \bar{x}^{j'}}{s_{j'}} \right) = \langle \mathbf{z}^j, \mathbf{z}^{j'} \rangle_{\mathbf{N}}$$

On en déduit une écriture matricielle de la **matrice C des covariances** et de la **matrice R des corrélations** :

► $\mathbf{C} = \mathbf{Y}^T \mathbf{N} \mathbf{Y}$,

► $\mathbf{R} = \mathbf{Z}^T \mathbf{N} \mathbf{Z}$.

Exemple :

Matrice des covariances :

```
##      diast  syst  chol
## diast 100.00 112.5  0.25
## syst  112.50 433.3 -2.17
## chol   0.25  -2.2   0.15
```

Matrice des corrélations

```
##      diast  syst  chol
## diast 1.000  0.54  0.065
## syst  0.540  1.00 -0.272
## chol  0.065 -0.27  1.000
```

Enfin on en déduit que la corrélation s'écrit comme un cosinus :

$$\text{▶ } r_{jj'} = \frac{\langle \mathbf{y}^j, \mathbf{y}^{j'} \rangle_{\mathbf{N}}}{\|\mathbf{y}^j\|_{\mathbf{N}} \|\mathbf{y}^{j'}\|_{\mathbf{N}}} = \cos \theta_{\mathbf{N}}(\mathbf{y}^j, \mathbf{y}^{j'}),$$

$$\text{▶ } r_{jj'} = \langle \mathbf{z}^j, \mathbf{z}^{j'} \rangle_{\mathbf{N}} = \cos \theta_{\mathbf{N}}(\mathbf{z}^j, \mathbf{z}^{j'}).$$

Cette propriété s'interprète de la manière suivante :

- ▶ un angle de 90 degré entre deux variables centrées-réduites correspond à une corrélation nulle entre les variables (cosinus égal à 0) et à l'absence de liaison linéaire,
- ▶ un angle de 0 degré entre deux variables centrées-réduites correspond à une corrélation de 1 entre les variables (cosinus égal à 1) et à l'existence d'une liaison linéaire positive,
- ▶ un angle de 180 degré entre deux variables centrées-réduites correspond à une corrélation de -1 entre les variables (cosinus égal à -1) à l'existence d'une liaison linéaire négative.

En ACP on peut analyser :

- ▶ la matrice des données centrées \mathbf{Y} ,
- ▶ la matrice des données centrées-réduites \mathbf{Z} .

On distingue alors deux type d'ACP :

- ▶ l'ACP non normée (sur matrice des covariances) qui analyse \mathbf{Y} ,
- ▶ l'ACP normée (sur matrice des corrélations) qui analyse \mathbf{Z} .

Dans la suite du cours, on se place dans le cadre de l'ACP normée.

Notions de base

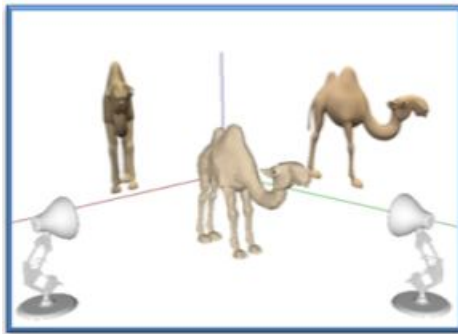
Analyse du nuage des individus

Analyse du nuage des variables

Interprétation des résultats

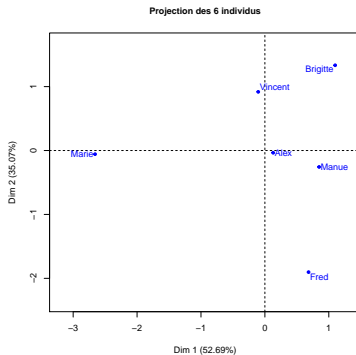
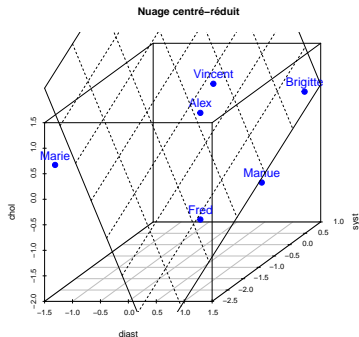
Analyse du nuage des individus

Trouver le sous-espace qui fournit la meilleure représentation des données.



- ▶ Meilleure approximation des données par projection.
- ▶ Meilleure représentation de la variabilité des données.

Exemple des 6 patients décrits sur les 3 variables centrées-réduites.



L'objectif est de trouver le **plan de projection** qui conserve le mieux possible les distances entre les individus (et donc la variabilité i.e. l'inertie du nuage de points).

Projection d'un individu (un point de \mathbb{R}^p) sur un axe.

La projection orthogonale d'un point $\mathbf{z}_i \in \mathbb{R}^p$ sur un axe Δ_α de vecteur directeur \mathbf{v}_α ($\mathbf{v}_\alpha^T \mathbf{v}_\alpha = 1$) a pour coordonnée :

$$f_{i\alpha} = \langle \mathbf{z}_i, \mathbf{v}_\alpha \rangle = \mathbf{z}_i^T \mathbf{v}_\alpha,$$

et le vecteur des coordonnées de projections des n individus est :

$$\mathbf{f}^\alpha = \begin{pmatrix} f_{1\alpha} \\ \vdots \\ f_{n\alpha} \end{pmatrix} = \mathbf{Z} \mathbf{v}_\alpha = \sum_{j=1}^p v_{j\alpha} \mathbf{z}^j.$$

- \mathbf{f}^α est une combinaison linéaire des colonnes de \mathbf{Z} .
- \mathbf{f}^α est centré si les colonnes de \mathbf{Z} sont centrées.

Exemple : les 6 individus (les patients) sont les lignes la matrice des données centrées-réduites

$$\mathbf{Z} = \begin{pmatrix} 1.50 & 0.48 & 0.78 \\ -1.50 & -2.16 & 0.52 \\ 0.00 & 0.24 & 1.04 \\ -0.50 & 0.72 & 0.26 \\ 1.00 & 0.00 & -0.78 \\ -0.50 & 0.72 & -1.83 \end{pmatrix}$$

On veut projeter les 6 individus du nuage centré-réduit sur deux axes orthogonaux Δ_1 et Δ_2 de vecteurs directeurs :

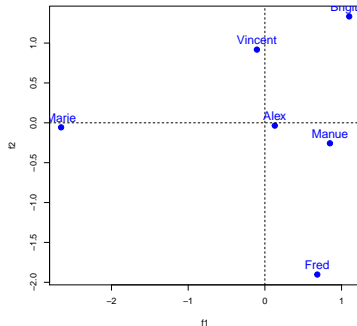
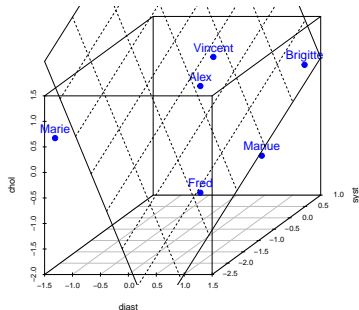
$$\mathbf{v}_1 = \begin{pmatrix} 0.641 \\ 0.72 \\ -0.265 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{v}_2 = \begin{pmatrix} 0.4433 \\ -0.0652 \\ 0.894 \end{pmatrix}.$$

Les vecteurs \mathbf{f}^1 et \mathbf{f}^2 des coordonnées des projections des 6 individus sur Δ_1 et Δ_2 sont :

$$\mathbf{f}^1 = \mathbf{Z}\mathbf{v}_1 = 0.641 \begin{pmatrix} 1.5 \\ \vdots \\ -0.5 \end{pmatrix} + 0.72 \begin{pmatrix} 0.48 \\ \vdots \\ 0.72 \end{pmatrix} - 0.265 \begin{pmatrix} 0.78 \\ \vdots \\ -1.82 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1.09 \\ \vdots \\ 0.683 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{f}^2 = \mathbf{Z}\mathbf{v}_2 = 0.4433 \begin{pmatrix} 1.5 \\ \vdots \\ -0.5 \end{pmatrix} - 0.0652 \begin{pmatrix} 0.48 \\ \vdots \\ 0.72 \end{pmatrix} - 0.894 \begin{pmatrix} 0.78 \\ \vdots \\ -1.82 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1.333 \\ \vdots \\ -1.9 \end{pmatrix}$$

\mathbf{f}^1 et \mathbf{f}^2 sont deux nouvelles variables centrées.



En ACP les vecteurs directeurs \mathbf{v}_1 et \mathbf{v}_2 sont définis pour maximiser l'inertie du nuage des individus projeté et conserver ainsi au mieux les distances entre les individus.

Axes de projection des individus en ACP.

Δ_1 est l'axe de vecteur directeur $\mathbf{v}_1 \in \mathbb{R}^p$ qui maximise la variance des n individus projetés :

$$\begin{aligned}\mathbf{v}_1 &= \arg \max_{\|\mathbf{v}\|=1} \text{Var}(\mathbf{Z}\mathbf{v}) \\ &= \arg \max_{\|\mathbf{v}\|=1} \mathbf{v}^T \mathbf{R} \mathbf{v}\end{aligned}$$

où

$$\mathbf{R} = \frac{1}{n} \mathbf{Z}^T \mathbf{Z}$$

est la matrice des corrélations entre les p variables.

On peut montrer que :

- ▶ \mathbf{v}_1 est le vecteur propre associé à la première valeur propre λ_1 de \mathbf{R} ,
- ▶ La première composante principale $\mathbf{f}^1 = \mathbf{Z}\mathbf{v}_1$ est centrée :

$$\bar{\mathbf{f}}^1 = 0,$$

- ▶ λ_1 est la variance la première composante principale :

$$\text{Var}(\mathbf{f}^1) = \lambda_1.$$

Δ_2 est l'axe de vecteur directeur $\mathbf{v}_2 \perp \mathbf{v}_1$ qui maximise la variance des n individus projetés :

$$\mathbf{v}_2 = \arg \max_{\|\mathbf{v}\|=1, \mathbf{v} \perp \mathbf{v}_1} \text{Var}(\mathbf{Z}\mathbf{v}).$$

On peut montrer que :

- ▶ \mathbf{v}_2 est le **vecteur propre** associé à la seconde valeur propre λ_2 de \mathbf{R} ,
- ▶ La seconde composante principale $\mathbf{f}^2 = \mathbf{Z}\mathbf{v}_2$ est **centrée** :

$$\bar{\mathbf{f}}^2 = 0,$$

- ▶ λ_2 est la **variance** la seconde composante principale :

$$\text{Var}(\mathbf{f}^2) = \lambda_2,$$

- ▶ Les composantes principales \mathbf{f}^1 et \mathbf{f}^2 **ne sont pas corrélées**.

On obtient ainsi $q \leq r$ (r est le rang de \mathbf{Z}) axes orthogonaux $\Delta_1, \dots, \Delta_q$ sur lesquels on projette le nuage des individus.

En résumé :

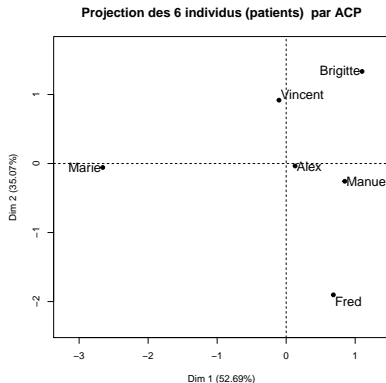
1. On effectue la **décomposition en valeurs propres** de la matrice des corrélations **R** et on choisit q .
2. On calcule la matrice **F** = **ZV** des **q composante principales** à partir de la matrice **V** des q premiers vecteurs propres de **R**.
 - Les composantes principales $\mathbf{f}^\alpha = \mathbf{Z}\mathbf{v}_\alpha$ (colonnes de **F**) sont centrées et variances λ_α .
 - Les éléments $f_{i\alpha}$ sont appelés les **coordonnées factorielles** des individus ou encore les **scores** des individus sur les composantes principales.

F=

	1	...	α	...	q
1					
\vdots			\vdots		
i	...		$f_{i\alpha}$...	
\vdots			\vdots		
n					
moy	...		0	...	
var	...		λ_α	...	

Exemple des 6 patients : matrice F des $q = 2$ premières CP

```
##           f1      f2
## Brigitte  1.10  1.334
## Marie    -2.66 -0.057
## Vincent   -0.10  0.918
## Alex       0.13 -0.035
## Manue      0.85 -0.257
## Fred       0.68 -1.903
```



Notions de base

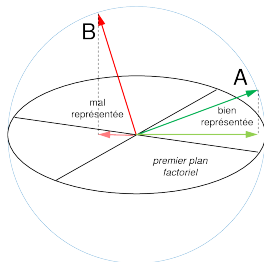
Analyse du nuage des individus

Analyse du nuage des variables

Interprétation des résultats

Analyse du nuage des variables

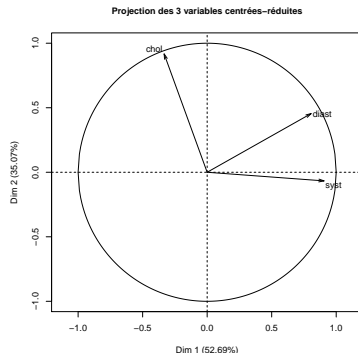
Trouver le **sous-espace** qui fournit la **meilleure représentation** des variables.



Exemple des 6 patients décrits sur 3 variables centrées-réduites.

3 variables sur la boule unité de \mathbb{R}^6 .

##	Brigitte	Marie	Vincent	Alex	Manue	Fred
## diast	1.5	-1.5	0.0	-0.5	1.0	-0.5
## syst	0.5	-2.2	0.2	0.7	0.0	0.7
## chol	0.8	0.5	1.0	0.3	-0.8	-1.8



L'objectif est de trouver le **plan de projection** qui permet de représenter au mieux les variable et ainsi conserver le mieux possible les angles entre les variables (et donc leur corrélations).

Projection d'une variable (un point de \mathbb{R}^n) sur un axe.

La projection N -orthogonale d'une variable $\mathbf{z}^j \in \mathbb{R}^n$ sur un axe G_α de vecteur directeur \mathbf{u}_α ($\mathbf{u}_\alpha^T \mathbf{N} \mathbf{u}_\alpha = 1$) a pour coordonnée :

$$a_{j\alpha} = \langle \mathbf{z}^j, \mathbf{u}_\alpha \rangle_{\mathbf{N}} = (\mathbf{z}^j)^T \mathbf{N} \mathbf{u}_\alpha,$$

et le vecteur des coordonnées des projections des p variables est :

$$\mathbf{a}^\alpha = \begin{pmatrix} a_{1\alpha} \\ \vdots \\ a_{p\alpha} \end{pmatrix} = \mathbf{Z}^T \mathbf{N} \mathbf{u}_\alpha$$

Ici on a muni \mathbb{R}^n d'une métrique \mathbf{N} :

- ▶ Dans le cadre général \mathbf{N} une matrice $n \times n$ symétrique définie positive,
- ▶ Dans le cas particulier de l'ACP, \mathbf{N} est la matrice diagonale des poids des individus :

$$\mathbf{N} = \text{diag}(w_1, \dots, w_n).$$

- ▶ Dans le cas particulier où tous les individus sont pondérés par $\frac{1}{n}$

$$\mathbf{N} = \frac{1}{n} \mathbb{I}_n.$$

Exemple : les 3 variables (diast, syst, chol) sont les colonnes la matrice des données centrées-réduites

$$\mathbf{Z} = \begin{pmatrix} 1.50 & 0.48 & 0.78 \\ -1.50 & -2.16 & 0.52 \\ 0.00 & 0.24 & 1.04 \\ -0.50 & 0.72 & 0.26 \\ 1.00 & 0.00 & -0.78 \\ -0.50 & 0.72 & -1.83 \end{pmatrix}$$

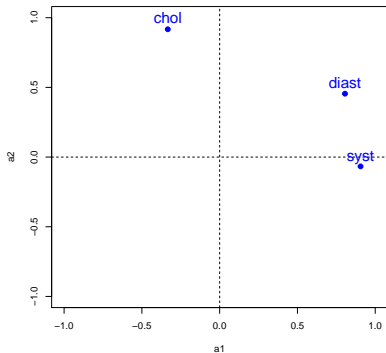
On veut projeter les 3 variables sur deux axes N -orthogonaux G_1 et G_2 de vecteurs directeurs (ici $\mathbf{N} = \frac{1}{6}\mathbb{I}_6$) :

$$\mathbf{u}_1 = \begin{pmatrix} 0.87 \\ -2.11 \\ -0.08 \\ 0.10 \\ 0.67 \\ 0.54 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{u}_2 = \begin{pmatrix} 1.30 \\ -0.06 \\ 0.90 \\ -0.03 \\ -0.25 \\ -1.8 \end{pmatrix}.$$

Les vecteurs \mathbf{a}^1 et \mathbf{a}^2 des coordonnées des projections des 3 variables sur G_1 et G_2 sont :

$$\mathbf{a}^1 = \mathbf{Z}^T \mathbf{N} \mathbf{u}_1 = \frac{0.87}{6} \begin{pmatrix} 1.5 \\ 0.48 \\ 0.78 \end{pmatrix} - \frac{2.11}{6} \begin{pmatrix} -1.5 \\ -2.16 \\ 0.52 \end{pmatrix} + \dots + \frac{+0.54}{6} \begin{pmatrix} -0.5 \\ 0.72 \\ -1.83 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.81 \\ 0.91 \\ -0.33 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{a}^2 = \mathbf{Z}^T \mathbf{N} \mathbf{u}_2 = \frac{1.30}{6} \begin{pmatrix} 1.5 \\ 0.48 \\ 0.78 \end{pmatrix} - \frac{0.06}{6} \begin{pmatrix} -1.5 \\ -2.16 \\ 0.52 \end{pmatrix} + \dots - \frac{1.80}{6} \begin{pmatrix} -0.5 \\ 0.72 \\ -1.83 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.45 \\ -0.07 \\ 0.92 \end{pmatrix}$$



En ACP les vecteurs directeurs \mathbf{u}_1 et \mathbf{u}_2 sont définis pour maximiser la somme des cosinus (au carré) des angles entre les variables et les axes de projection.

Axes de projection des variables en ACP.

G_1 est l'axe de vecteur directeur $\mathbf{u}_1 \in \mathbb{R}^n$ qui maximise la somme des carrés des cosinus des angles avec les variables.

$$\begin{aligned}\mathbf{u}_1 &= \arg \max_{\|\mathbf{u}\|_{\mathbf{N}}=1} \sum_{j=1}^p \cos^2 \theta_{\mathbf{N}}(\mathbf{z}^j, \mathbf{u}) \\ &= \arg \max_{\|\mathbf{u}\|_{\mathbf{N}}=1} \|\mathbf{Z}^T \mathbf{N} \mathbf{u}\|^2\end{aligned}$$

On peut montrer qu'avec $\mathbf{N} = \frac{1}{n} \mathbb{I}_n$:

- ▶ \mathbf{u}_1 est le **vecteur propre** associé à la plus grand valeur propre de $\frac{1}{n} \mathbf{Z} \mathbf{Z}^T$,
- ▶ la **plus grand valeur propre** de $\frac{1}{n} \mathbf{Z} \mathbf{Z}^T$ est aussi la première valeur propre λ_1 de $\mathbf{R} = \frac{1}{n} \mathbf{Z}^T \mathbf{Z}$,
- ▶ λ_1 est la somme des carrés des cosinus entre les variables et \mathbf{u}_1 :

$$\lambda_1 = \sum_{j=1}^p \cos^2 \theta_{\mathbf{N}}(\mathbf{z}^j, \mathbf{u}_1)$$

G_2 est l'axe de vecteur directeur $\mathbf{u}_2 \perp_{\mathbf{N}} \mathbf{u}_1$ qui maximise la somme des carrés des cosinus des angles avec les variables :

$$\mathbf{u}_2 = \arg \max_{\|\mathbf{u}\|_{\mathbf{N}}=1, \mathbf{u}_2 \perp_{\mathbf{N}} \mathbf{u}_1} \sum_{j=1}^p \cos^2 \theta_{\mathbf{N}}(\mathbf{z}^j, \mathbf{u})$$

On peut montrer que :

- ▶ \mathbf{u}_2 est le **vecteur propre** associé à la seconde plus grand valeur propre de $\frac{1}{n} \mathbf{Z} \mathbf{Z}^T$.
- ▶ la **seconde plus grande valeur propre** est aussi la seconde valeur propre λ_2 de $\mathbf{R} = \frac{1}{n} \mathbf{Z}^T \mathbf{Z}$,
- ▶ λ_2 est la somme des carrés des cosinus entre les variables et \mathbf{u}_2 :

$$\lambda_2 = \sum_{j=1}^p \cos^2 \theta_{\mathbf{N}}(\mathbf{z}^j, \mathbf{u}_2)$$

On obtient ainsi $q \leq r$ (r est le rang de \mathbf{Z}) axes orthogonaux G_1, \dots, G_q sur lesquels on projette le nuage des variables.

En résumé :

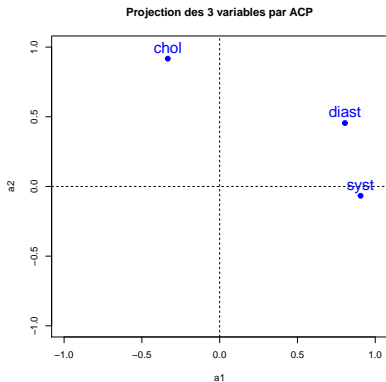
1. On effectue la **décomposition en valeurs propres** de $\frac{1}{n}\mathbf{Z}\mathbf{Z}^T$ et on choisit q .
2. On calcule la matrice $\mathbf{A} = \mathbf{Z}^T \mathbf{N} \mathbf{V}$ à partir de la matrice \mathbf{U} des q premiers vecteurs propres de $\frac{1}{n}\mathbf{Z}\mathbf{Z}^T$.
 - ▶ Les colonnes $\mathbf{a}^\alpha = \mathbf{Z}^T \mathbf{N} \mathbf{u}_\alpha$ de la matrice \mathbf{A} contiennent les coordonnées des projections des variables sur l'axe G_α .
 - ▶ Les éléments $a_{i\alpha}$ sont appelés les **coordonnées factorielles** des variables ou encore les **loadings** des variables.

$$\mathbf{A} =$$

	1	...	α	...	q
1					
\vdots			\vdots		
i		...	$a_{i\alpha}$...	
\vdots			\vdots		
p					
norme		...	$\sqrt{\lambda_\alpha}$...	

Exemple des 6 patients : matrice **A** pour $q = 2$.

```
##      a1      a2
## diast 0.81 0.455
## syst  0.91 -0.067
## chol  -0.33 0.917
```



Formules de passage.

On peut montrer que

- ▶ les composantes principales s'obtiennent aussi à partir de la décomposition en valeurs propres de $\frac{1}{n}\mathbf{Z}\mathbf{Z}^T$:

$$\mathbf{f}^\alpha = \mathbf{Z}\mathbf{v}_\alpha = \sqrt{\lambda_\alpha} \mathbf{u}_\alpha,$$

- ▶ les loadings s'obtiennent aussi à partir de la décomposition en valeurs propres de $\frac{1}{n}\mathbf{Z}^T\mathbf{Z}$:

$$\mathbf{a}^\alpha = \mathbf{Z}^T\mathbf{N}\mathbf{u}_\alpha = \sqrt{\lambda_\alpha} \mathbf{v}_\alpha$$

On en déduit que :

$$\mathbf{F} = \mathbf{U}\mathbf{\Lambda}$$

$$\mathbf{A} = \mathbf{V}\mathbf{\Lambda}$$

où $\mathbf{\Lambda} = \text{diag}(\sqrt{\lambda_1}, \dots, \sqrt{\lambda_q})$

On en déduit aussi que

- ▶ Les vecteurs propres \mathbf{u}_α de $\frac{1}{n}\mathbf{Z}\mathbf{Z}^T$ sont les composantes principales standardisées (divisées par leur écart-type) :

$$\mathbf{u}_\alpha = \frac{\mathbf{f}^\alpha}{\sqrt{\lambda_\alpha}},$$

- ▶ Les loadings sont les corrélations entre les variables et les composantes principales :

$$a_{j\alpha} = \text{cor}(\mathbf{x}^j, \mathbf{f}^\alpha).$$

Cette relation est en rouge car elle est fondamentale pour l'interprétation des résultats en ACP.

Notions de base

Analyse du nuage des individus

Analyse du nuage des variables

Interprétation des résultats

Interprétation des résultats

Variance des composantes principales.

Les composantes principales (colonnes de \mathbf{F}) sont q nouvelles variables synthétiques non corrélées et de variance maximale avec

$$\text{Var}(\mathbf{f}^\alpha) = \lambda_\alpha$$

On en déduit que l'inertie des individus décrits par les q premières composantes principales vaut :

$$I(\mathbf{F}) = \lambda_1 + \dots + \lambda_q.$$

Exemple des 6 patients :

Les $p = 3$ valeurs propres non nulles de la matrice des corrélations \mathbf{R} sont :

```
##      eigenvalue
## lambda1      1.58
## lambda2      1.05
## lambda3      0.37
```

donc

$$\begin{aligned}\text{Var}(\mathbf{f}^1) &= 1.58 \\ \text{Var}(\mathbf{f}^2) &= 1.05\end{aligned}$$

et l'inertie des individus décrits par $q = 2$ composantes principales est :

$$I(\mathbf{F}) = \lambda_1 + \lambda_2 = 1.58 + 1.05 = 2.63.$$

Inertie totale.

L'inertie totale en **ACP normée** est l'inertie des individus décrits par les p variables centrées-réduites (colonnes de \mathbf{Z}) :

$$I(\mathbf{Z}) = \sum_{j=1}^p \text{Var}(\mathbf{z}^j) = p.$$

Lorsque $q = r$ l'inertie des individus décrits par **toutes** les composantes principales est égale à l'inertie totale :

$$I(\mathbf{F}) = \lambda_1 + \dots + \lambda_r = I(\mathbf{Z}) = p$$

Exemple des 6 patients :

L'inertie des individus décrits par $q = 3$ (toutes) composantes principales est :

$$I(\mathbf{F}) = \lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 = 1.58 + 1.05 + 0.37 = 3$$

Qualité de la réduction de dimension.

- ▶ La proportion de l'inertie totale expliquée par la α ème composante principale est :

$$\frac{\text{Var}(\mathbf{f}^\alpha)}{I(\mathbf{Z})} = \frac{\lambda_\alpha}{\lambda_1 + \dots + \lambda_r}.$$

- ▶ La proportion de l'inertie totale expliquée par les q premières composantes principales est :

$$\frac{\text{Var}(\mathbf{F})}{I(\mathbf{Z})} = \frac{\lambda_1 + \dots + \lambda_q}{\lambda_1 + \dots + \lambda_r}.$$

Exemple des 6 patients.

Données brutes ($p = 3$ et $n=6$)

##	diast	syst	chol
## Brigitte	90	140	6.0
## Marie	60	85	5.9
## Vincent	75	135	6.1
## Alex	70	145	5.8
## Manue	85	130	5.4
## Fred	70	145	5.0

Réduction aux deux premières CP

##	f1	f2
## Brigitte	1.10	1.334
## Marie	-2.66	-0.057
## Vincent	-0.10	0.918
## Alex	0.13	-0.035
## Manue	0.85	-0.257
## Fred	0.68	-1.903

Quelle est la **qualité de cette réduction** ?

```
res$eig
```

##	eigenvalue	percentage of variance	cumulative percentage of variance
## comp 1	1.58	53	53
## comp 2	1.05	35	88
## comp 3	0.37	12	100

- $r = 3$ valeurs propres non nulles car $r = \min(n - 1, p) = 3$,
- La somme des valeurs propres vaut $p = 3$ (l'inertie totale),
- 53 % de l'inertie est **expliquée par la première CP**.
- 88 % de l'inertie est **expliquée par les deux premières CP**.
- 100 % de l'inertie est **expliquée par toutes les CP**.

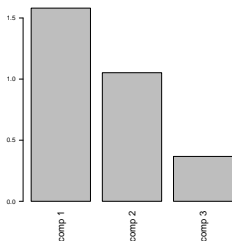
Combien de composantes retenir ?

- ▶ On peut choisir le nombre q de composantes à retenir en fonction d'un **pourcentage d'inertie expliquée fixé a priori**.
- ▶ On peut choisir de retenir les composantes apportant une inertie λ_α supérieure à l'inertie moyenne par variable. En ACP normée, l'inertie moyenne par variable vaut 1, et on choisit q tel que $\lambda_q > 1$ et $\lambda_{q+1} < 1$. C'est la **règle de Kaiser**.
- ▶ Visualiser l'histogramme des valeurs propres (qui n'est pas un histogramme) et chercher une "cassure". Pour quantifier cette cassure, on peut utiliser la **règle du coude** :
 - i. calculer les différences premières : $\epsilon_1 = \lambda_1 - \lambda_2, \epsilon_2 = \lambda_2 - \lambda_3, \dots$
 - ii. calculer les différences secondes : $\delta_1 = \epsilon_1 - \epsilon_2, \delta_2 = \epsilon_2 - \epsilon_3, \dots$
 - iii. retenir le nombre q tel que $\delta_1, \dots, \delta_{q-1}$ soient toutes positives et que δ_q soit négative.
- ▶ Choisir le nombre de composantes en fonction d'un **critère de stabilité** estimé par des approches bootstrap ou de validation croisée.

Exemple des 6 patients.

##	eigenvalue	percentage of variance	cumulative percentage of variance
## comp 1	1.58	53	53
## comp 2	1.05	35	88
## comp 3	0.37	12	100

Ebouli des valeurs propres



- 88% d'inertie expliquée avec $q = 2$ composantes.
- Règle de Kaiser : deux valeurs propres plus grandes que 1.
- Règle du coude : "cassure" après 2 composantes.

On choisit de retenir $q = 2$ composantes principales pour résumer les données décrites sur $p = 3$ variables.

Ainsi on ne perd que 12% de l'information (l'inertie) de départ.

Interprétation des plans factoriels des individus.

Si deux individus sont **bien projetés**, alors leur **distance en projection** est proche de leur distance dans \mathbb{R}^p .

- On mesure la **qualité de la projection d'un individu i sur l'axe Δ_α** par le carré du cosinus de l'angle $\theta_{i\alpha}$ entre le vecteur \mathbf{z}_i et l'axe Δ_α :

$$\cos^2(\theta_{i\alpha}) = \frac{f_{i\alpha}^2}{\|\mathbf{z}_i\|^2}$$

- On mesure la **qualité de la projection d'un individu i sur le plan $(\Delta_\alpha, \Delta_{\alpha'})$** par le carré du cosinus de l'angle $\theta_{i(\alpha, \alpha')}$ entre le vecteur \mathbf{z}_i et le plan $(\Delta_\alpha, \Delta_{\alpha'})$:

$$\cos^2(\theta_{i(\alpha, \alpha')}) = \frac{f_{i\alpha}^2 + f_{i\alpha'}^2}{\|\mathbf{z}_i\|^2}$$

Plus la valeur du \cos^2 est **proche de 1**, meilleure est la qualité de la représentation de l'individu.

Exemple des 6 patients.

Coordonnées factorielles des patients

##	Dim.1	Dim.2
## Brigitte	1.10	1.334
## Marie	-2.66	-0.057
## Vincent	-0.10	0.918
## Alex	0.13	-0.035
## Manue	0.85	-0.257
## Fred	0.68	-1.903

\cos^2 des patients sur les axes

##	Delta1	Delta2
## Brigitte	0.3907	0.57504
## Marie	0.9812	0.00045
## Vincent	0.0094	0.73386
## Alex	0.0200	0.00148
## Manue	0.4462	0.04094
## Fred	0.1137	0.88080

La qualité de la représentation de Brigitte sur le premier axe factoriel est 0.3907.

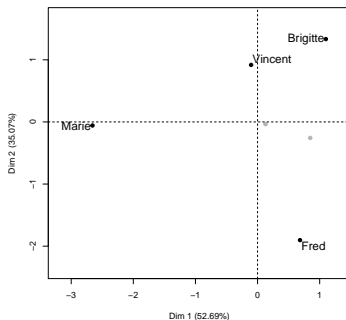
Les \cos^2 des patients sur les axes peuvent être retrouvés avec les distance des patients à l'origine :

##	Brigitte	Marie	Vincent	Alex	Manue	Fred
##	1.76	2.68	1.07	0.92	1.27	2.03

Brigitte est très bien représentée sur le premier plan factoriel car son \cos^2 sur ce plan vaut $0.966 = 0.3907 + 0.57504$.

De même on trouve que les \cos^2 des 6 patients sur le premier plan factoriel sont :

##	Fred	Marie	Brigitte	Vincent	Manue	Alex
##	0.994	0.982	0.966	0.743	0.487	0.022



- Les individus sont-ils globalement bien projetés sur ce plan ?
- Interpréter les distances entre Vincent et Marie et entre Vincent et Brigitte.

Les individus qui **contribuent de manière excessive** à l'inertie des individus projetés sont **source d'instabilité**.

- ▶ L'inertie (la variance) sur l'axe Δ_α est $\lambda_\alpha = \sum_{i=1}^n w_i f_{i\alpha}^2$ avec souvent $w_i = \frac{1}{n}$.
- ▶ La **contribution relative** d'un individu i à l'inertie de l'axe Δ_α est

$$Ctr(i, \alpha) = \frac{w_i f_{i\alpha}^2}{\lambda_\alpha}.$$

- ▶ La **contribution relative** d'un individu i à l'inertie du plan $(\Delta_\alpha, \Delta'_{\alpha'})$ est

$$Ctr(i, (\alpha, \alpha')) = \frac{w_i f_{i\alpha}^2 + w_i f_{i\alpha'}^2}{\lambda_\alpha + \lambda_{\alpha'}}.$$

Si les poids w_i des individus sont tous identiques ($w_i = \frac{1}{n}$ par exemple), les individus **excentrés** sont ceux qui contribuent le plus.

Exemple des patients.

Coordonnées factorielles des patients

##	f1	f2
## Brigitte	1.10	1.334
## Marie	-2.66	-0.057
## Vincent	-0.10	0.918
## Alex	0.13	-0.035
## Manue	0.85	-0.257
## Fred	0.68	-1.903

Contributions des patients

##	Delta1	Delta2
## Brigitte	12.75	28.186
## Marie	74.44	0.052
## Vincent	0.11	13.352
## Alex	0.18	0.020
## Manue	7.59	1.046
## Fred	4.93	57.345

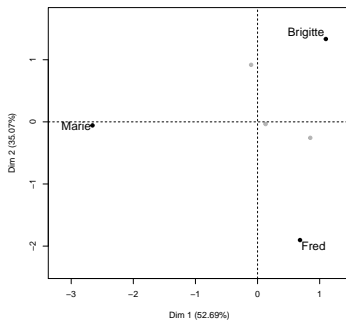
Deux premières valeurs propres

##	lambda1	lambda2
##	1.6	1.1

- Calculer la contribution de Brigitte à l'inertie du premier axe. Calculer ensuite la contribution de Brigitte à l'inertie du premier plan factoriel.
- Vérifier que pour chaque axe, la somme des contributions relative est 1.

Les contributions des 6 patients à l'inertie du premier plan factoriel sont :

##	Marie	Fred	Brigitte	Vincent	Manue	Alex	
##	44.71	25.87	18.92	5.40	4.98	0.11	



Ce sont bien les 3 patients les plus excentrés.

Interprétation des cercles de corrélations des variables.

Si deux variables sont **bien projetées**, alors **leur angle en projection** est proche de leur angle dans \mathbb{R}^n et la la corrélation entre ces deux variables est proche du cosinus de l'angle entre leurs projections.

- ▶ On mesure la **qualité de la projection d'une variable j sur l'axe G_α** par le carré du cosinus de l'angle $\theta_{j\alpha}$ entre le vecteur \mathbf{z}^j et l'axe G_α :

$$\cos^2(\theta_{j\alpha}) = \frac{a_{j\alpha}^2}{\|\mathbf{z}^j\|^2} = a_{j\alpha}^2$$

- ▶ On mesure la **qualité de la projection d'une variable j sur le plan $(G_\alpha, G_{\alpha'})$** par le carré du cosinus de l'angle $\theta_{j(\alpha, \alpha')}$ entre le vecteur \mathbf{z}^j et le plan $(G_\alpha, G_{\alpha'})$:

$$\cos^2(\theta_{j(\alpha, \alpha')}) = a_{j\alpha}^2 + a_{j\alpha'}^2.$$

$\sqrt{\cos^2(\theta_{j(\alpha, \alpha')})}$ est donc la "longueur de la flèche".

Plus **la flèche est proche du cercle**, meilleure est la qualité de la représentation de la variable.

Exemple des 3 variables décrivant les patients.

Coordonnées factorielles des variables

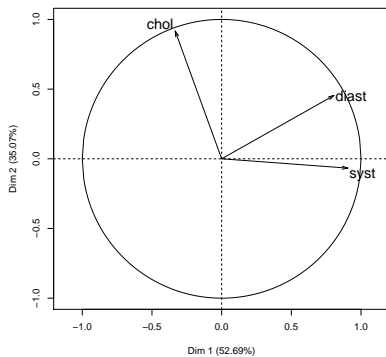
##		a1	a2
##	diast	0.81	0.455
##	syst	0.91	-0.067
##	chol	-0.33	0.917

\cos^2 des variables sur les axes

##		G1	G2
##	diast	0.65	0.2068
##	syst	0.82	0.0045
##	chol	0.11	0.8410

Le \cos^2 de la variable diast sur G_1 est 0.65 et le \cos^2 de la variable diast sur (G_1, G_2) est $0.65 + 0.2068 = 0.8568$.

La variable diast est donc bien représentée sur ce plan et la longueur de sa flèche dans le cercle des corrélations sera donc de $\sqrt{0.8568} = 0.92563$.



- Les variables sont-elles globalement bien projetées sur ce plan ?
- Interpréter ce cercle des corrélations.

Les contributions des variables aux axes permettent de donner une interprétation aux axes.

- ▶ La qualité de l'axe G_α est $\lambda_\alpha = \sum_{j=1}^p a_{j\alpha}^2 = \sum_{j=1}^p \cos^2 \theta_{j\alpha}$.
- ▶ La contribution relative d'une variable j à l'axe G_α est

$$Ctr(j, \alpha) = \frac{a_{j\alpha}^2}{\lambda_\alpha}.$$

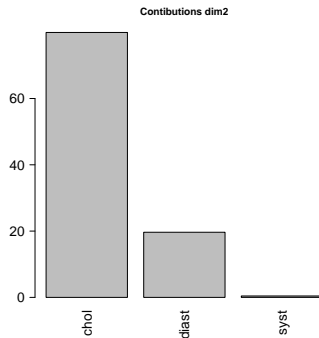
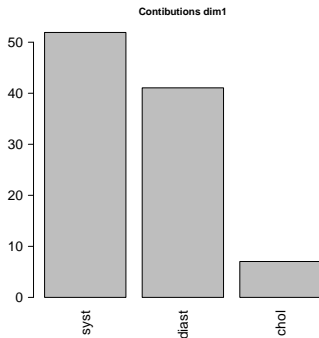
- ▶ La contribution relative d'une variable j au plan (G_α, G'_α) est

$$Ctr(j, (\alpha, \alpha')) = \frac{a_{j\alpha}^2 + a_{j\alpha'}^2}{\lambda_\alpha + \lambda'_{\alpha}}.$$

Exemple des 3 variables décrivant les patients.

Contributions relatives (en pourcentage) des 3 variables aux 2 axes :

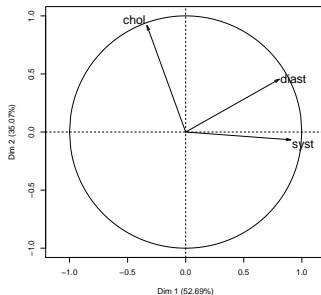
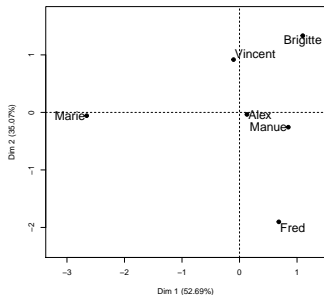
```
##      G1  G2
## diast 41 19.65
## syst  52  0.42
## chol   7 79.92
```



Interprétation du plan factoriel des individus à partir du cercle des corrélations.

$$a_{j\alpha} = \text{cor}(\mathbf{x}^j, \mathbf{f}^\alpha)$$

```
##      Dim.1 Dim.2
## diast  0.81  0.455
## syst   0.91 -0.067
## chol  -0.33  0.917
```



Interpréter la position des patients (gauche, droite, haut, bas) en fonction des variables.